Document de travail 2000-21 / Working Paper 2000-21

Les effets réels du cours des actions sur la consommation

Lise Pichette

Banque du Canada Bank of Canada

ISSN 1192-5434

Imprimé au Canada sur du papier recyclé

Document de travail 2000-21 de la Banque du Canada

Septembre 2000

Les effets réels du cours des actions sur la consommation

Lise Pichette

Département des Recherches
Banque du Canada
Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9
Téléphone : (613) 782-8339
Télécopieur : (613) 782-7163
Courriel : lpichette@bank-banque-canada.ca

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisés à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada.

Table des matières

Remerciements iv

Résumé / Abstract v

1. Introduction 1

2. Une brève revue de la question 2

3. Analyse des données 5

4. Modèle empirique 9

4.1 Relation de long terme 10

4.2 Fonction de consommation dynamique 14

4.3 Tests de stabilité 19

4.4 Prévisions 23

5. Comment un recul des marchés boursiers affecterait-il la consommation? 25

6. Conclusion 29

Bibliographie 32

Annexes 37

Remerciements

Je voudrais remercier mes collègues du département des Recherches, particulièrement Tiff Macklem, Gerald Stuber, Richard Dion et Chantal Dupasquier pour leurs commentaires et suggestions et Mark Urwin pour son assistance technique.

Résumé

Au cours des années 1990, les marchés financiers nord-américains ont été marqués par une hausse notable des indices boursiers. De plus, le nombre de ménages qui détiennent des actions a augmenté de façon significative. Si la richesse boursière influence les décisions des consommateurs, la hausse du cours des actions a eu un impact appréciable sur la consommation des ménages ces dernières années. L'objectif de la présente étude est d'examiner la relation entre la valeur des actions et la consommation globale. L'approche utilisée pour estimer cette relation est un modèle à correction d'erreurs, et l'échantillon porte sur des données canadiennes allant du premier trimestre de 1965 au quatrième trimestre de 1998. Les résultats montrent que les fluctuations de la richesse boursière ont un effet significatif (environ 3 % du changement de la valeur des actions) sur la consommation à long terme. Les variations à court terme du prix des actions accélèrent l'ajustement vers l'équilibre de long terme des dépenses des ménages.

Abstract

During the nineties, stock prices increased remarkably. The number of households owning stocks also rose considerably. If stock market wealth has an effect on consumers' decisions, then the rise in equity prices could have contributed to the growth in consumption in recent years. This paper examines the wealth effect resulting from an increase in the value of equity on aggregate consumption. To estimate this relationship, an error correction model has been chosen. Using Canadian data for the sample period first quarter of 1965 to the fourth quarter of 1998, the results show that fluctuations in equity prices have a statistically significant long-run effect on consumption (about 3 per cent of the asset prices change). Short-term variations seem to accelerate the adjustment of household spending to its long-term equilibrium.

1. Introduction

Au cours des années 1990, les marchés financiers nord-américains ont été marqués par une hausse notable des indices boursiers (Dow Jones, Standard & Poor's, etc.). Au Canada, l'indice composite TSE-300 n'a pas fait exception, passant de 3676,9 au premier trimestre de 1990 à plus de 11 000 au troisième trimestre de 2000. De tels gains ont un effet sur la croissance de la richesse, particulièrement pour les détenteurs de portefeuilles d'actions ou de parts dans les fonds communs de placement.

Par ailleurs, certains sondages[1] indiquent que de nombreux consommateurs ont crû bon de modifier leurs habitudes d'épargne en raison, entre autres, de la faiblesse des taux d'intérêt, qui fait des actions un placement plus attrayant. La tendance de la dernière décennie est donc de transférer les fonds placés dans des instruments sûrs comme les obligations d'épargne du Canada, les dépôts bancaires et les certificats de placement garantis par la Société d'assurance-dépôts du Canada à des titres plus risqués sur les marchés financiers. Selon un sondage réalisé pour le compte de la Toronto Stock Exchange, 49 % des Canadiens détenaient, en 2000, des actions sous forme de titres boursiers ou de fonds communs de placement, comparativement à 37 % en 1996 et 23 % en 1989[2]. L'actif net des fonds communs de placement a grimpé d'un peu plus de 20 milliards à la fin de 1990 à environ 400 milliards au début de l'an 2000.

Cette tendance s'explique en partie par des changements d'ordre démographique et fiscal. Les baby-boomers arrivent au stade de leur vie où ils doivent épargner en vue de leur retraite. Plusieurs se tournent vers les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) qui présentent d'ailleurs des avantages fiscaux encourageant l'épargne et, en cherchant à obtenir le meilleur rendement possible, ils optent souvent pour les fonds communs de placement. Les années 1990 ont aussi vu le nombre de travailleurs autonomes augmenter considérablement. Les REER sont, pour eux, une bonne façon de se constituer un fonds de pension. Notons également que le niveau de scolarité de la population s'est élevé au cours des dernières décennies, ce qui a contribué à rendre les gens plus ouverts aux nouveaux instruments financiers. L'avènement des nouvelles technologies, qui facilite l'accès à l'information, et les stratégies de marketing mises en

1. Bureau de la consommation, ***Bulletin trimestriel sur la consommation***, juin 1998, vol. 3, n° 2, Industrie Canada.
2. Blackwell, Richard, « Almost half of Canadian adults own stocks, compared with 37 per cent four years ago, TSE finds », ***The Globe and Mail***, 27 mai 2000.

place par les banques sont d'autres facteurs qui expliquent la croissance des portefeuilles de titres boursiers des ménages.

L'objectif de ce travail est d'analyser la relation entre la valeur des actifs financiers et la consommation totale au Canada. Il est vrai que les investissements sur les marchés financiers demeurent concentrés au sein d'une cohorte particulière de la population, les baby-boomers, mais ceux-ci étant moins touchés par le chômage et jouissant de revenus en moyenne plus élevés, ils font partie de ceux qui consomment le plus. Bref, la hausse des indices boursiers des dernières années jumelée à l'augmentation de la détention d'actions parmi les ménages portent à croire que le cours des actions pourraient avoir un impact sur la consommation par le biais d'un effet de richesse.

Du point de vue d'une banque centrale, il est important de connaître la nature de la relation entre les fluctuations des prix des actifs boursiers et la croissance de la consommation. L'objectif de la Banque du Canada est de maintenir le taux d'inflation à l'intérieur d'une fourchette cible. Or, le niveau général des prix peut varier par suite des changements de la demande globale. Dans la mesure où la valeur des actifs financiers affecte de manière significative la croissance de la consommation, la banque centrale pourrait jouer un rôle.

Le reste du texte est construit de la façon suivante. À la section 2, je fais un bref survol des études publiées sur le sujet et, à la section 3, je présente les données. La section 4 traite de l'élaboration du modèle économique de base, de l'analyse et de l'interprétation des résultats, des tests de stabilité et des prévisions. À la section 5, j'effectue des simulations dynamiques afin d'évaluer l'impact d'une correction boursière sur la consommation. Enfin, la dernière section tire quelques conclusions et ouvre la voie à des discussions.

2. Une brève revue de la question

Selon la théorie économique, la consommation dépend du revenu de travail et de la richesse financière, qui comprend, entre autres, la valeur des actifs boursiers. La propension marginale à consommer la richesse, qui résulte des modèles macroéconomiques traditionnels, se situe généralement entre 0,03 et 0,07. Poterba et Samwick (1995) mentionnent que deux facteurs peuvent expliquer une hausse des dépenses de consommation consécutive à une augmentation du

cours des actions. Premièrement, le prix des actifs financiers est un indicateur avancé bien connu de l'activité économique; par exemple, il peut augmenter parce que les agents anticipent une forte croissance du produit intérieur brut (PIB), dont font partie les dépenses de consommation. Deuxièmement, les fluctuations du prix des actions peuvent produire un effet de richesse incitant, par exemple, les consommateurs à dépenser plus lorsque les cours montent. Il est très difficile de distinguer, entre ces deux facteurs, celui qui est à l'origine d'un changement de la consommation. Si la relation est due au rôle d'indicateur avancé, la réponse de la consommation globale aux variations des prix des actions devrait être indépendante de l'importance relative des actions dans le portefeuille des ménages. Les données canadiennes disponibles ne nous permettent pas de vérifier la nature de la relation puisqu'il est impossible d'obtenir séparément les décisions de consommation des ménages qui détiennent des actifs boursiers et celles des ménages qui n'en détiennent pas.

Aux États-Unis, des enquêtes plus détaillées ont amené des chercheurs à réaliser des études très intéressantes dans le domaine. Utilisant des données provenant du *Panel Study of Income Dynamic* (PSID), Mankiw et Zeldes (1990) trouvent que la consommation de produits alimentaires par les détenteurs de portefeuille d'actions est plus fortement reliée au rendement des actifs financiers que celle des gens qui n'ont pas d'épargne sous cette forme. Poterba et Samwick répètent la même analyse, mais en y apportant certaines modifications. Ils construisent une variable d'approximation pour la consommation totale à partir de l'information incluse dans l'enquête PSID et ils divisent le groupe des détenteurs d'actions pour obtenir un troisième type d'agents, soit ceux qui possèdent indirectement des actifs financiers, c'est-à-dire sous forme de parts dans un fonds commun de placement ou dans un régime de retraite. Leurs résultats s'apparentent à ceux de Mankiw et Zeldes.

Il est à noter que ces résultats ne sont pas les seuls qui ressortent de l'étude de Poterba et Samwick puisque ces auteurs analysent la question sous plusieurs angles. Après un examen de la distribution des actifs financiers au sein de la population, ils constatent que les fonds sont concentrés chez les ménages les plus riches. Ils portent donc une attention particulière à la consommation de biens de luxe, qui sont surtout achetés par les ménages à haut revenu, et ils trouvent de faibles preuves de l'existence d'une relation entre ces dépenses et les variations du cours des actions. D'autres estimations réalisées par ces mêmes auteurs semblent indiquer qu'une

augmentation de 10 % du prix réel des actions entraîne une hausse d'environ 0,3 % de la consommation réelle par habitant. Au niveau des composantes, l'effet sur la consommation de biens non durables et de services est respectivement de 0,3 % et de 0,1 %, alors qu'ils prévoient une hausse approximative de 1,4 % de la consommation de biens durables.

Ludvigson et Steindel (1999) se sont intéressés à l'importance de l'impact des fluctuations des marchés financiers sur la consommation aux États-Unis, et leurs résultats ne révèlent pas une relation stable entre ces variables. L'instabilité des paramètres pourrait provenir, selon eux, du fait que la théorie ne fournit pas une explication claire et précise du fonctionnement des marchés financiers, de sorte qu'il est très difficile d'isoler les effets structurels d'une appréciation de la valeur des actifs financiers sur la consommation. Les auteurs concluent que la relation dépend peut-être des sources de fluctuations sur les marchés financiers. Il serait donc nécessaire de connaître les causes de ces mouvements pour en tirer de l'information sur les dépenses des consommateurs.

L'analyse de Macklem (1994), qui porte sur des données canadiennes, s'inscrit dans la foulée de ces travaux. L'auteur développe une mesure de la richesse globale pouvant être divisée en deux composantes : la richesse humaine (revenu permanent) et la richesse non humaine (somme des actifs financiers et réels, diminuée des dettes). Ensuite, il examine la capacité de cette mesure de la richesse totale à expliquer le niveau des dépenses de consommation de biens non durables et de services, en utilisant un modèle à correction d'erreurs. Les premiers résultats obtenus montrent que la richesse totale a un pouvoir explicatif significatif pour la consommation. Les seconds, fort pertinents pour la présente étude, constituent un premier pas vers l'examen de la relation entre le prix des actions et la consommation. Une analyse plus approfondie des données porte à croire que les fluctuations de la richesse non humaine sont fortement influencées par les changements de la valeur des actions, la composante la plus volatile. Macklem obtient dans ces estimations un effet non significatif à long terme de la richesse non humaine sur la consommation, alors qu'en excluant la valeur des actifs boursiers, le coefficient de la richesse non humaine devient significatif. Dans son texte, il suggère deux interprétations possibles pour ce résultat. Premièrement, les consommateurs considèrent peut-être les variations du prix des actions comme des chocs temporaires, qui auraient donc un effet à court terme plutôt qu'à long terme. Deuxièmement, la consommation globale ne fluctue pas beaucoup en réaction aux variations du

prix des actions parce que seulement une petite proportion des ménages détient ce type d'actifs financiers.

3. Analyse des données

L'étude empirique qui suit porte sur des données canadiennes allant du premier trimestre de 1965 au premier trimestre de 2000. Les estimations sont effectuées sur un échantillon se terminant au quatrième trimestre de 1998 et des simulations sur les périodes subséquentes permettent d'évaluer la performance du modèle par comparaison avec les données publiées.

Macklem (1994) et Ludvigson et Steindel (1999) estiment une fonction de consommation en utilisant les dépenses de consommation en biens non durables et en services comme variable dépendante. Selon Ludvigson et Steindel, ce choix est justifié par la théorie qui repose sur l'hypothèse du revenu permanent, selon laquelle les biens consommés se déprécient complètement à l'intérieur d'une même période. Poterba et Samwick montrent toutefois que la consommation de biens durables est plus sensible aux fluctuations des marchés financiers. C'est pourquoi, à l'instar de Côté et Johnson (1998), qui ont examiné la relation entre le niveau de confiance des consommateurs et les dépenses des ménages à l'aide d'un modèle similaire, j'ai retenu comme variable à expliquer la croissance de la consommation totale par habitant, qui inclut les biens durables.

Quant à l'indice de prix utilisé pour obtenir les variables en termes réels, bien que la théorie économique considère le prix à la consommation des biens et services comme le dégonfleur le plus approprié, j'ai opté pour l'indice implicite des prix du PIB. La différence entre ces deux indices provient essentiellement des termes de l'échange. Au moment de prendre leurs décisions de consommation, afin d'avoir une meilleure idée de leur pouvoir d'achat, les agents économiques mesurent probablement leur revenu réel et leur richesse réelle à l'aide du prix des biens de consommation. Toutefois, pour des raisons économétriques, l'indice implicite du PIB permet l'obtention de résultats plus intéressants. Cela est peut-être relié au fait qu'une partie du panier de biens des consommateurs est constituée de produits importés, d'où la nécessité de tenir compte des termes de l'échange. Comme Macklem, j'inclus le ratio des deux indices de prix comme variable explicative dans la fonction de consommation, mais le coefficient de ce prix

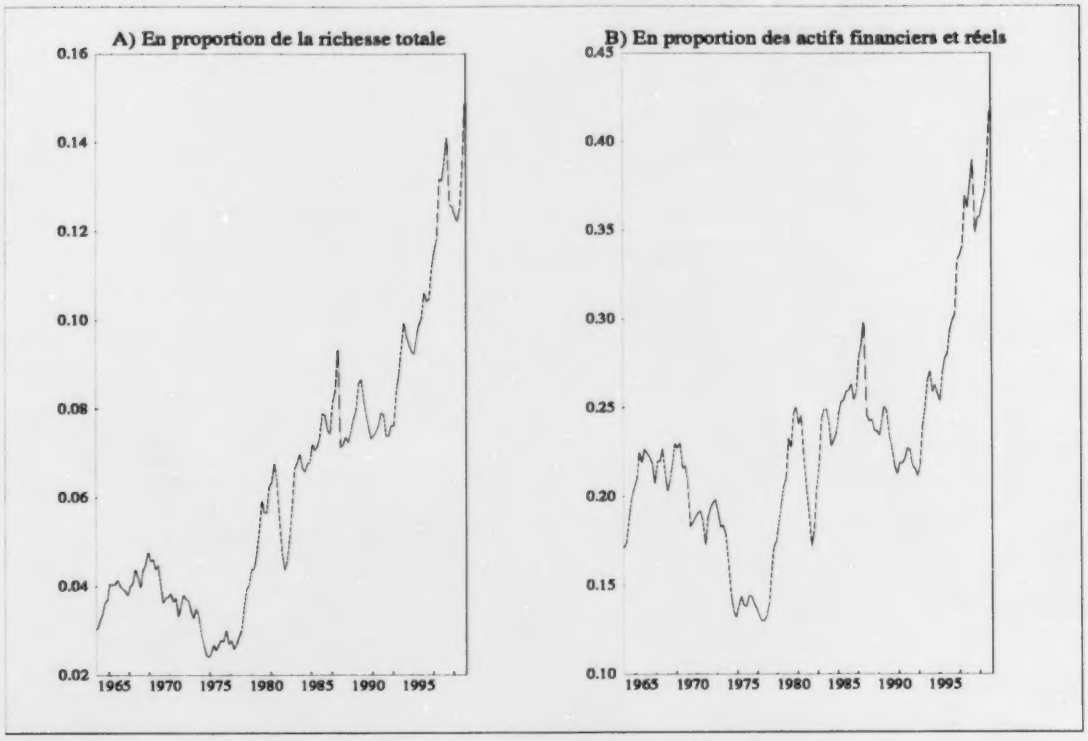
relatif est statistiquement non significatif. Par conséquent, il m'apparaît adéquat d'utiliser l'indice implicte du PIB pour dégonfler les variables nominales.

Ma mesure de la richesse est comme celle construite par Macklem. Elle peut être décomposée en richesse humaine et non humaine afin de permettre un effet différent sur la consommation dans l'équation de long terme. Cependant, puisque la variable à expliquer est la consommation totale, je soustrais la valeur des stocks de biens durables de la richesse non humaine afin d'éviter des problèmes économétriques reliés au fait que cette composante correspond à l'accumulation des achats de biens durables, variable qui se trouve déjà du côté gauche de l'équation[3].

La variable qui nous intéresse tout particulièrement dans cette étude est la valeur des actifs boursiers, une autre composante de la richesse non humaine. Différentes mesures sont disponibles pour évaluer l'effet du cours des actions. La première provient de Macklem (1994), où l'auteur calcule la valeur, aux cours du marché, des actions détenues par des personnes et des entreprises individuelles[4]. Il est à noter qu'au début de l'échantillon, la valeur marchande, par habitant, des actions détenues par ces agents ne représentait que 4 %, environ, de la richesse totale par habitant et 21 % des actifs financiers et réels par habitant, alors qu'en 2000, ces proportions atteignent, respectivement, près de 14 % et 42 % (voir Figure 1).

3. Une façon de contourner ce problème, puisque le stock de biens durables devrait être considéré comme un actif de la richesse, serait de remplacer les dépenses en biens durables dans la variable dépendante par les flux de services découlant de la détention de ces biens. Cependant, cette variable n'est pas disponible.
4. On trouvera une description plus détaillée des données à l'Annexe 1.

Figure 1 : Valeur marchande des actions



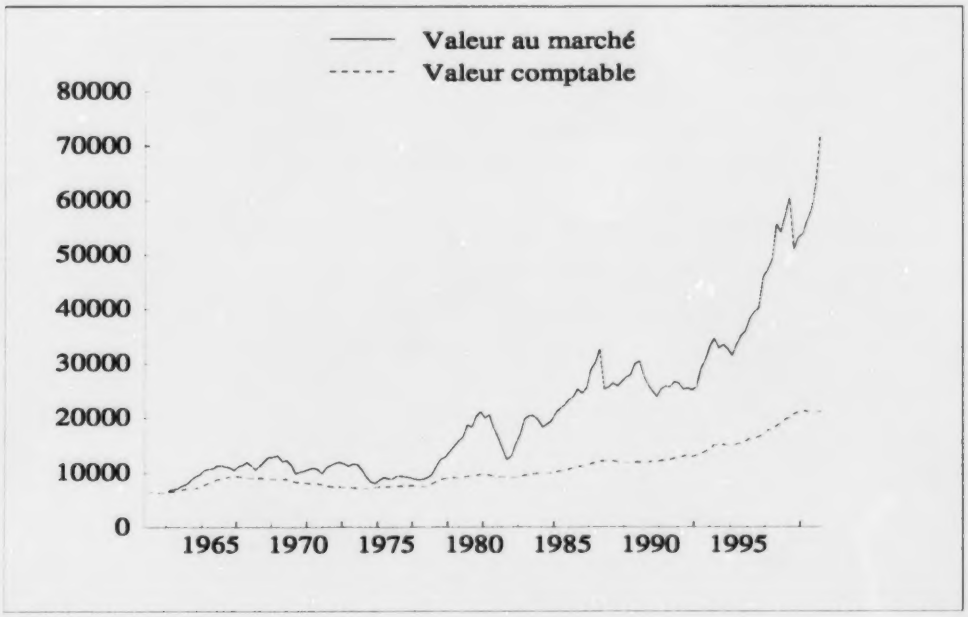
Certains économistes utilisent l'indice composite TSE-300 comme indicateur de la valeur des actions, mais cet indice boursier est très fortement corrélé avec la variable construite par Macklem (ci-haut). Il n'y a donc pas d'avantage comparatif important à utiliser l'une ou l'autre lors des estimations; les résultats sont les mêmes.

Une autre possibilité est d'utiliser les données recensées et estimées par Statistique Canada dans le bilan national où se trouve la valeur comptable des stocks et des flux des actifs financiers. Cependant, pour ce qui est des actions, il ne s'agit ni tout à fait de la valeur comptable, ni de la valeur au marché. Cette mesure de la richesse boursière diffère de la première parce qu'elle inclut la part des profits qui n'est pas redistribuée aux actionnaires sous forme de dividendes. Ces revenus contribuent néanmoins à l'appréciation des prix des titres puisqu'ils sont normalement réinvestis au sein de l'entreprise en vue de bénéfices futurs. Cette variable est beaucoup plus lisse, ce qui porte à croire qu'elle est plus déterminante dans les décisions de consommation. La Figure 2 montre l'évolution de ces deux mesures de la valeur des actions au cours de l'échantillon étudié. Si, comme la théorie le suppose, les agents économiques cherchent

à lisser leur consommation dans le temps, ceux-ci sont peut-être plus sensibles aux variations de la seconde mesure parce qu'elle ne comporte pas d'importantes fluctuations, qui créent de l'incertitude. Il sera également intéressant d'examiner l'effet de la différence entre la première mesure, qui est plus volatile, et la deuxième, qui est plus fondamentale. Étant donné la grande volatilité de cette variable, elle ne devrait pas avoir un impact important sur la consommation à long terme. Pour ce qui est de l'effet de court terme, j'anticipe également qu'il sera négligeable, puisque les chocs devraient être absorbés par l'épargne.

Par ailleurs, il n'y a pas que la volatilité qui distingue les deux variables; la Figure 2 montre également que les pentes sont différentes, particulièrement au cours des dernières années, où la tendance à la hausse de la valeur au marché a été plus forte. Puisqu'un individu qui veut vendre des actions pour se procurer des biens obtient le prix du marché, il serait plus adéquat de lisser cette variable (avec une moyenne mobile, par exemple) que d'utiliser la valeur comptable.

Figure 2 : Valeur des actions



Les Tableaux A.1 et A.2 de l'Annexe 2 contiennent les résultats des tests de racine unitaire effectués sur chacune des variables pertinentes dans le cadre de la présente étude empirique. Toutes ces variables sont intégrées d'ordre 1, sauf la mesure de la richesse non

humaine, qui inclut la valeur marchande des actions. Comme l'a souligné Macklem, l'évolution de cette variable semble être fortement influencée par les fluctuations de la valeur des actions, particulièrement depuis la fin des années 1970 (Figure 3). Les tests de racine unitaire permettent de montrer que la richesse non humaine n'est pas stationnaire lorsque le début de l'échantillon est tronqué (par exemple, jusqu'en 1975T1).

Figure 3 : Richesse non humaine

4. Modèle empirique

Le modèle économique développé dans la présente étude s'inspire fortement de la méthodologie utilisée par Macklem (1994), qui adopte un modèle à correction d'erreurs élaboré par Davidson et Hendry (1981). L'objectif, dans ce cas-ci, est d'estimer une fonction de consommation dans laquelle intervient une variable reflétant les fluctuations des cours sur les marchés financiers. L'estimation est divisée en deux étapes, comme le proposent Engle et Granger (1987) : l'analyse de long terme et la fonction de consommation dynamique.

4.1 Relation de long terme

J'utilise la procédure de Stock et Watson (1993) pour estimer les relations de cointégration[5]. Si je privilégie cette méthode, c'est parce qu'elle permet de corriger à la fois les problèmes d'autocorrélation — avec la matrice de variance-covariance de Newey-West (1987) — et d'endogénéité. Les relations de long terme estimées sont les suivantes :

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 w_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 hw_t + \alpha_3 nhw_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 hw_t + \alpha_3 nhwx_t + \alpha_4 s_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

où c est la consommation réelle totale par habitant, y le revenu réel disponible par habitant, w une mesure de la richesse réelle totale par habitant et ε le terme d'erreurs. Toutes ces variables sont exprimées sous forme logarithmique. L'équation (2) permet aux composantes de la richesse, soit la richesse humaine (*hw*) et non humaine (*nhw*), d'avoir des effets différents sur la consommation. Ces deux équations s'apparentent à celles estimées par Macklem. La troisième équation inclut une variable (s)[6] représentant la valeur des actions détenues par habitant, ce qui devrait constituer un premier élément de réponse à la question posée dans cette étude. Dans cette dernière équation, *nhwx* est définie comme la richesse non humaine, valeur des actions exclue.

Le résidu estimé ($\hat{\varepsilon}$) est stationnaire, I(0), si les variables sont cointégrées. Après avoir estimé chacune des équations (1) à (3), il est nécessaire d'effectuer un test de racine unitaire sur le terme résiduel. Dans le cas où $\hat{\varepsilon}$ n'est pas stationnaire, la relation estimée est une régression trompeuse. Les résultats apparaissent au Tableau 1.

Tout d'abord, notons que, pour toutes les relations figurant au Tableau 1, les variables sont cointégrées selon le test de Dickey-Fuller augmenté[7] (voir la dernière ligne du Tableau). Ensuite, quelle que soit la spécification, le revenu disponible (y) a toujours un effet positif et significatif sur les mouvements tendanciels de la consommation totale. La richesse constitue aussi un déterminant significatif, qu'elle soit définie en une seule variable [équation(1)] ou divisée en

5. Les relations ont également été estimées par les méthodes de Engle et Granger (1987), Phillips et Loretan (1991) et de Phillips et Hansen (1990).
6. s^m sera la valeur au marché et s^c, la valeur comptable.
7. Les statistiques tabulées proviennent du Tableau 20.2 de Davidson et MacKinnon (1993).

ses composantes humaine et non humaine [équation (2)]. Toutefois, la taille des coefficients porte à croire qu'une grande part du pouvoir explicatif de la richesse totale provient de la richesse humaine, ce qui est en accord avec les résultats de Macklem.

Pour ce qui est de la richesse non humaine, on remarque que lorsqu'on fait abstraction de la valeur des actions, le coefficient diminue et s'établit à moins de deux écarts-types de zéro. C'est le contraire de ce que Macklem obtient. Une première explication possible à ces différences est reliée à la durée de l'échantillon. La période d'estimation comprend les dernières années, qui ont été marquées par une hausse maintenue du prix des actions. Un si fort mouvement haussier n'avait jamais été observé auparavant; cela pourrait donc affecter les résultats. Une seconde explication réside dans le choix de la variable dépendante. Rappelons que la variable à expliquer dans l'étude de Macklem est la consommation de biens non durables et de services, alors que les estimations du Tableau 1 sont effectuées à partir de la consommation totale, qui contient la consommation de biens durables. Poterba et Samwick ont montré que, pour les États-Unis, le prix réel des actions a un impact plus important sur la consommation de biens durables que sur les autres composantes. Les équations (2a) et (2b) viennent appuyer ces résultats. Une fois la valeur, au prix du marché, des actifs boursiers exclue, la richesse non humaine perd son pouvoir explicatif.

La spécification de l'équation (3a) permet de corriger cette omission, car on ajoute au modèle la valeur marchande des actions comme variable indépendante. Malgré la nature volatile de cette variable, l'effet à long terme est positif, comme on s'y attendait, et significatif[8]. La valeur de ce coefficient constitue le résultat « clé » de cette étude. Il signifie qu'une augmentation permanente de 10 % de la valeur des actions se traduit par une hausse de 0,3 % des dépenses de consommation par habitant à long terme. Cette estimation de la propension marginale à consommer la richesse boursière est comparable à celle obtenue par différentes études portant sur des données américaines [entre autres, Poterba et Samwick (1995), Boone, Giorno et Richardson (1998) et Ludvigson et Steindel (1999)]. À partir des résultats de Macklem (1994), il est également possible de trouver un effet de richesse similaire pour le Canada.

---

8. Le fait de lisser la valeur des actifs boursiers dans le temps, en calculant une moyenne mobile sur quatre ou huit trimestres, ne change pas les résultats.

Table 1 : Relations de cointégration (1965T2 à 1998T4)

Variable dépendante : Consommation totale[a]						
Variables	(1)	(2a)	(2b)	(3a)	(3b)	(3c)
Constante	-1,67 (0,00)[b]	-0,80 (0,06)	-1,47 (0,12)	-0,27 (0,62)	-0,74 (0,25)	-2,30 (0,00)
y	0,73 (0,00)	0,64 (0,00)	0,75 (0,00)	0,54 (0,00)	0,61 (0,00)	0,81 (0,00)
w	0,33 (0,00)					
hw		0,25 (0,00)	0,26 (0,00)	0,25 (0,00)	0,23 (0,00)	0,24 (0,00)
nhw		0,10 (0,00)				
$nhwx$			0,06 (0,28)	0,11 (0,00)	0,10 (0,01)	0,03 (0,32)
s^m				0,03 (0,00)		
s^c					0,06 (0,00)	0,10 (0,00)
$(s^m - s^c)$						-0,02 (0,00)
Test ADF	-6,18 (< 0,01)	-6,14 (< 0,01)	-5,14 (< 0,01)	-5,87 (< 0,01)	-5,69 (< 0,01)	-5,40 (< 0,01)

a. Les mesures de richesse totale et non humaine excluent le stock de biens durables.
b. Les risques de première espèce sont entre parenthèses.

Dans l'équation (3b), la valeur marchande des actions (s^m) est remplacée par la valeur comptable (s^c). Étant donné la nature plus fondamentale de cette variable, qui en fait une série plus lisse, le coefficient est légèrement plus élevé que pour la valeur au marché. La relation (3a) sera toutefois privilégiée dans les autres parties de ce travail puisqu'en pratique, lorsqu'un agent décide de vendre ses actions, il obtient le prix du marché. La valeur au marché constitue donc une meilleure évaluation de la richesse, du point de vue du consommateur.

Enfin, la volatilité du cours des actions sur les marchés financiers pourrait amener les consommateurs à réduire leurs dépenses en raison de l'incertitude; c'est ce que pourrait signifier le coefficient négatif de la différence entre les deux mesures (s^m - s^c) dans l'équation (3c). Par contre, le fait que la richesse non humaine perde tout son pouvoir explicatif dans cette dernière équation soulève quelques doutes quant à la fiabilité des résultats. Lorsqu'il y a beaucoup de variables dans une relation de cointégration, il est difficile de distinguer les différentes tendances, et les paramètres estimés en subissent les conséquences.

Cette analyse de long terme aurait pu être réalisée dans un cadre multivarié en utilisant la méthode proposée par Johansen (1988, 1991). J'ai toutefois opté pour une approche plus simple avec une seule équation, et ce, principalement pour la raison suivante. Quelques études ont mis en doute, à l'aide de simulations, la capacité des tests de Johansen de détecter des liens de cointégration dans un échantillon limité. Entre autres, Godbout et van Norden (1997), Gregory (1994) et Gonzalo et Lee (1998) montrent que le niveau du test[9], en petit échantillon, augmente avec le nombre de variables dans la relation et le nombre de retards. Il est vrai que la méthodologie choisie implique également des problèmes liés à la taille limitée de l'échantillon; les simulations réalisées par Gregory (1994) montrent que les tests de cointégration pour une équation simple tendent à ne pas rejeter assez souvent l'hypothèse nulle, selon laquelle il n'y a pas de cointégration. C'est donc une approche que l'on pourrait qualifier de plus *prudente*. Malgré cette faible puissance des tests, les résultats du Tableau 1 confirment l'existence de liens de cointégration entre les variables considérées.

Certains pourraient prétendre qu'un modèle multivarié serait plus approprié dans le cas où il existe plus d'une relation de cointégration. Le Tableau 2 présente les combinaisons possibles entre la consommation, le revenu disponible et la richesse totale. Seul le terme résiduel de l'équation (1) est stationnaire, ce qui confirme la présence d'une seule relation de cointégration. Les autres équations semblent souffrir d'une omission de variables.

9. Probabilité de faire une erreur de type I, c'est-à-dire rejeter l'hypothèse nulle, alors qu'elle est juste.

Table 2 : Autres tests de cointégration

Relations	Test ADF
(1) $c_t = -1,67 + 0,73y_t + 0,33w_t$	-6,18 (< 0,01)
(1a) $c_t = -0,73 + 0,91y_t$	-2,62 (> 0,10)
(1b) $c_t = -5,44 + 1,20w_t$	-2,00 (> 0,10)
(1c) $y_t = -5,24 + 1,19w_t$	-1,84 (> 0,10)

4.2 Fonction de consommation dynamique

La seconde étape de la modélisation consiste à spécifier une fonction de consommation dynamique, laquelle inclut un terme tenant compte de la relation de cointégration qu'on appelle terme de correction d'erreurs ou terme de déséquilibre (*ec*). La variable dépendante de l'équation est la croissance de la consommation totale par habitant. En plus du terme de déséquilibre, l'ensemble des variables explicatives comprend celles de la relation de long terme en différence première, contemporaines et retardées (X), ainsi que d'autres variables susceptibles d'avoir une influence sur la consommation à court terme.

Une littérature très variée existe déjà sur les variables potentielles à inclure dans une fonction de consommation. En effet, de nombreux économistes se sont penchés sur les déterminants des variations à court terme de la consommation. Il serait possible d'en dresser toute une liste, mais à l'instar de Macklem et dans le but d'obtenir une spécification parcimonieuse, je n'ai choisi que les deux variables les plus couramment utilisées : le taux d'intérêt réel (r) et le taux de chômage (u).

Puisque le taux d'intérêt tient compte à la fois d'un effet de richesse et d'un effet de substitution intertemporelle, le signe anticipé du coefficient peut être positif ou négatif. L'effet de richesse se manifeste par le biais de l'effet sur la richesse humaine et non humaine, les variations du taux d'intérêt impliquant une réévaluation de ces variables. Pour ce qui est de l'effet de substitution, lorsque le taux d'intérêt fluctue, il y a un changement du prix relatif de la

consommation courante par rapport à la consommation future. Généralement, comme on s'attend à ce que cet effet soit le plus important, la relation devrait être négative d'autant plus que la richesse est une variable explicative du modèle (c'est à ce niveau que l'effet de richesse se manifeste). Selon les tests de racine unitaire, le taux d'intérêt est I(0), donc exprimé en niveau dans l'équation (voir Annexe 2).

Le taux de chômage, pour sa part, n'étant pas stationnaire, il est exprimé en différence première dans la fonction dynamique. Le signe attendu est négatif puisqu'il représente en quelque sorte l'incertitude liée à la conjoncture économique. Comme c'est le cas dans Côté et Johnson (1998), il serait également possible de tenir compte de cet aspect en ajoutant l'indice de confiance des consommateurs du Conference Board. Pour le consommateur, le taux de chômage constitue un indice de la probabilité de voir ses revenus chuter par suite de la perte de son emploi. Puisque j'examine la consommation globale, un taux de chômage élevé signifie qu'il y a plus de gens qui ont une contrainte de liquidité restreignant leurs dépenses.

La fonction de consommation à estimer est la suivante :

$$\Delta c_t = \alpha_0 + \alpha_1 ec_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \lambda_i \Delta c_{t-i} + \beta X + \sum_{i=0}^{p} \gamma_i \Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \delta_i r_{t-i} + \vartheta_t . \qquad (4)$$

L'équation (4) est estimée par la méthode des moindres carrés généralisés en posant un maximum de quatre retards pour chaque variable. Le nombre adéquat est déterminé à l'aide de la procédure « du général au spécifique » proposée par Lütkepohl (1993)[10] et du critère d'information d'Akaike (AIC)[11]. Les résultats sont présentés aux Tableaux 3 et 4.

---

10. Voir p. 180 à 182.

11. $AIC = \ln\left(\frac{\varepsilon'\varepsilon}{T}\right) + \frac{2k}{T}$ où ε est le vecteur de résidus, T le nombre d'observations et k, le nombre de paramètres à estimer.

Table 3 : Fonction de consommation dynamique (1965T2 à 1998T4)

Variable dépendante : Δc			
Variable de court terme	Variable de long terme		
	(4a) *y,w*	(4b) *y,hw,nhw*	(4c) *y,hw,nhwx*
Constante	0,007 (0,00)[a]	0,006 (0,00)	0,009 (0,00)
ec_{t-1}	-0,11 (0,01)	-0,10 (0,03)	-0,06 (0,10)
$\sum_{i=0}^{m} \Delta y_{t-i}$	0,52 (0,00) m=3	0,55 (0,00) m=3	0,54 (0,00) m=3
Δw_t	0,13 (0,01)		
Δhw_t		0,03 (0,05)	0,03 (0,06)
$\sum_{i=0}^{m} \Delta nhw_{t-i}$		0,08 (0,01) m=1	
$\sum_{i=n}^{m} \Delta nhwx_{t-i}$			-0,01 (0,78) n=0, m=3
$\sum_{i=1}^{m} \Delta c_{t-i}$	-0,44 (0,00) m=2	-0,42 (0,01) m=2	-0,52 (0,00) m=2
$\sum_{i=0}^{m} \Delta u_{t-i}$	-0,73 (0,02) m=3	-0,69 (0,02) m=3	-1,15 (0,00) m=3
$\sum_{i=0}^{m} r_{t-i}$	-0,24 (0,03) m=1	-0,23 (0,02) m=0	-0,29 (0,00) m=0
R^2 ajusté	0,31	0,33	0,31

a. Les risques de première espèce sont entre parenthèses.

Table 4 : Fonction de consommation dynamique (1965T2 à 1998T4)

Variable dépendante : Δc	
	(4d) $y,hw,nhwx,s^m$
Constante	0,008 (0,00)[a]
ec_{t-1}	-0,10 (0,03)
$\sum_{i=0}^{p} \Delta y_{t-i}$	0,47 (0,01) p=4
Δhw_t	0,03 (0,08)
$\sum_{i=q}^{p} \Delta nhwx_{t-i}$	-0,06 (0,05) q=2, p=3
Δs^m_{t-1}	0,02 (0,04)
Δs^m_{t-2}	0,003 (0,39)
Δs^m_{t-3}	0,02 (0,04)
Δs^m_{t-4}	-0,02 (0,01)
$\sum_{i=1}^{p} \Delta c_{t-i}$	-0,32 (0,05) p=3
$\sum_{i=0}^{p} \Delta u_{t-i}$	-1,17 (0,00) p=4
$\sum_{i=0}^{p} r_{t-i}$	-0,28 (0,00) p=0
R^2 ajusté	0,35

a. Les risques de première espèce sont entre parenthèses.

Avant de discuter spécifiquement de l'effet réel du cours des actions sur la consommation, il y a certains points intéressants que j'aimerais souligner brièvement. Premièrement, le coefficient dont est affecté le terme de déséquilibre (*ec*) est négatif et significatif à un niveau de confiance de 5 % pour les équations (4a), (4b) et (4d) et de 10 % pour l'équation (4c), ce qui confirme le lien de cointégration existant entre les variables. Deuxièmement, les résultats obtenus sont conformes à nos attentes quant aux signes des paramètres estimés pour le taux de chômage et le taux d'intérêt. Dans les deux cas, la somme est significative à un niveau de 5 %. Troisièmement, à court terme comme à long terme, les variables de richesse ont un effet significatif sur la consommation, sauf lorsque la valeur des actions est exclue de la richesse non humaine.

Finalement, les résultats de l'équation (4d), présentés dans le Tableau 4, constituent d'autres éléments de réponse à la question posée dans ce travail. Le paramètre relatif au terme de déséquilibre représente la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme. Le coefficient obtenu (-0,10) indique que l'ajustement est relativement lent : il faudrait un peu plus d'un an et demi avant que la moitié de l'effet d'un changement de la valeur des actifs boursiers, *ceteris paribus*, ne se répercute sur le niveau des dépenses de consommation. Cette interprétation n'est valable qu'en l'absence d'une dynamique de court terme. Or, il semble que les consommateurs réagissent plus promptement aux variations des prix des actions. L'ampleur et le signe des coefficients estimés pour la croissance de la valeur marchande des actions, retardée jusqu'à quatre trimestres, signifient que les consommateurs modifient d'abord leurs décisions de façon exagérée et se ravisent ensuite au quatrième trimestre suivant un choc donné. Cet effet de court terme accélère l'ajustement vers l'équilibre de long terme de sorte que les dépenses de consommation ont déjà subi plus de la moitié de l'effet du choc après seulement un an. J'effectue une analyse plus détaillée de cette dynamique dans une section subséquente en simulant une correction boursière sur les marchés financiers canadiens.

4.3 Tests de stabilité

Quelques auteurs ont décelé une certaine instabilité dans les estimations des paramètres. Par exemple, Ludvigson et Steindel (1999) estiment la fonction de consommation sur différentes périodes et ils trouvent que la valeur des coefficients change dans le temps. Sawyer (1991) utilise aussi, pour estimer une fonction de consommation pour le Canada, un modèle à correction d'erreurs auquel il fait subir toute une batterie de tests. Il dénote de faibles signes d'instabilité, mais ils ne persistent pas. Il semble donc que le problème d'instabilité soit courant pour ce type de modèle où l'on cherche à déterminer la nature de la relation entre la consommation et la valeur des actions.

Dans un premier temps, j'ai effectué des tests de stabilité sur les relations de cointégration estimées à la section 4.1. Hansen (1992) propose trois tests pour les paramètres de processus intégrés d'ordre 1. Dans les trois cas, l'hypothèse nulle est la stabilité des paramètres. Le test SupF, qui tente de vérifier la présence d'un point de rupture dont la date est inconnue, permet de déterminer s'il y a eu un changement de régime au cours de l'échantillon. Les tests MeanF et Lc diffèrent du test SupF par l'hypothèse alternative, qui permet l'identification d'un changement graduel. Les résultats des tests sont présentés au Tableau 5 pour les relations retenues à la section précédente[12].

Table 5 : Tests de stabilité de Hansen

Test	Relations de cointégration			
	c,y,w	*c,y,hw,nhw*	*c,y,hw,nhwx*	*c,y,hw,nhwx,s*
Lc	0,47 [0,12][a]	0,22 [>0,20]	1,36 [0,01]	0,44 [>0,20]
MeanF	3,98 [>0,20]	3,38 [>0,20]	10,72 [0,01]	6,70 [0,19]
SupF	8,34 [>0,20]	12,91 [>0,20]	20,41 [0,02]	14,75 [>0,20]

a. Risque de première espèce associé à la statistique de test

12. Les tests sont réalisés sur les relations estimées par la méthode de Phillips et Hansen (1990).

Les statistiques obtenues donnent à penser que l'hypothèse nulle, selon laquelle les paramètres sont stables dans le temps, ne peut être rejetée à un niveau de 10 % pour trois des quatre équations. Il semble, en effet, que lorsque la valeur des actions est exclue, la relation devient instable. C'est un signe que la richesse boursière a un apport important dans la relation de long terme. Le test Lc révèle aussi une petite possibilité de changement graduel, avec un risque de première espèce de 0,12 pour les paramètres du vecteur de cointégration comprenant *c*, *y* et *w*.

Ces tests de stabilité peuvent également être interprétés comme des tests de cointégration, selon Hansen. Ces résultats viennent donc confirmer l'existence de liens de cointégration pour trois des quatre relations.

Dans un deuxième temps, la fonction de consommation a été soumise à des tests de stabilité. Notons que l'équation (4c) du Tableau 3 est rejetée puisque la relation de cointégration, elle-même n'a pas franchi avec succès l'étape des tests de stabilité. D'ailleurs, le coefficient associé au terme de correction des erreurs n'était significatif qu'à un niveau de 10 %, ce qui laissait déjà présager une certaine faiblesse de la relation.

Le premier test de stabilité que j'ai effectué sur les équations (4a), (4b) et (4d) est le test SupF d'Andrews (1993). Ce test permet d'identifier la présence d'un changement structurel en testant, de façon séquentielle, toutes les dates possibles. Les Figures 4 à 6 présentent les valeurs des statistiques calculées pour chaque équation.

Lorsque la valeur maximale est supérieure à la valeur critique, on rejette l'hypothèse nulle de stabilité. Au premier trimestre de 1975, un changement structurel est ainsi identifié pour l'équation (4d) (voir Figure 6). Le test détecte aussi un point de rupture, à un niveau de 10 %, pour la spécification (4b) à la même date.

Figure 4 : Test SupF d'Andrews

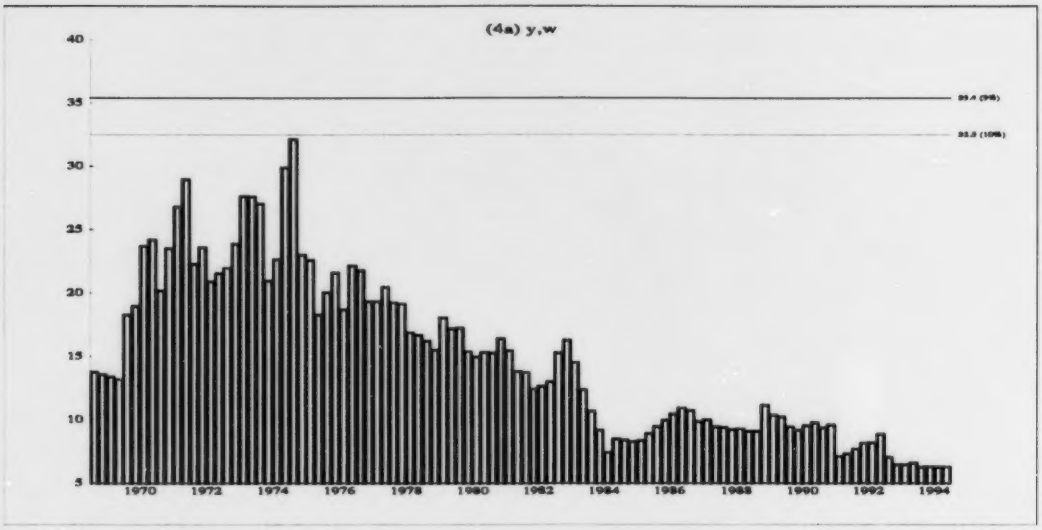


Figure 5 : Test SupF d'Andrews

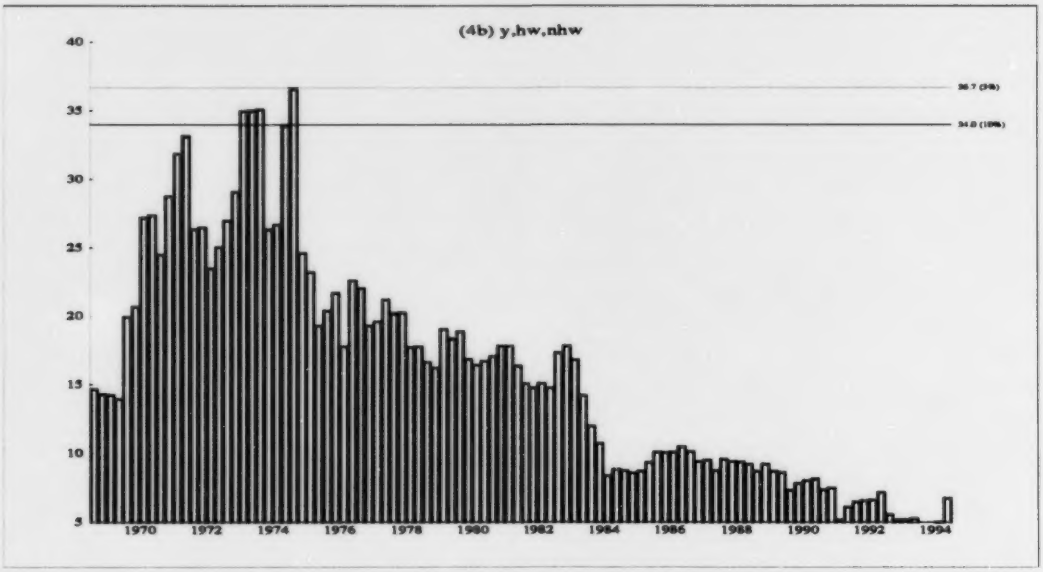
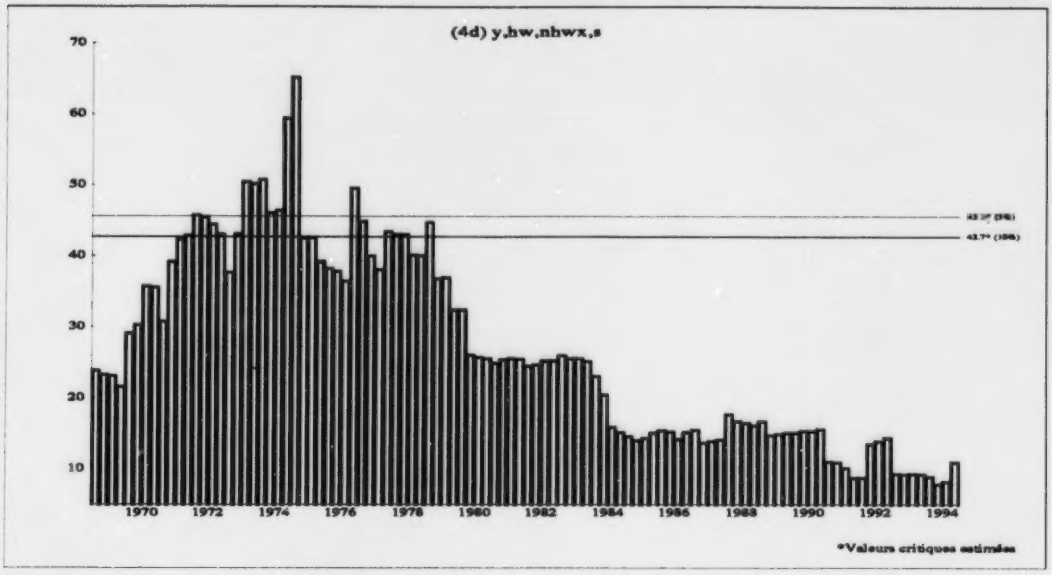


Figure 6 : Test SupF d'Andrews



D'autres types de tests, proposés par Bai et Perron (1998) et Perron (1997), ont mené à des conclusions similaires. Bai et Perron (1998) ont élaboré une méthode séquentielle de tests permettant d'identifier des changements structurels multiples. Cette procédure consiste, tout d'abord, à effectuer un test SupF sous l'hypothèse nulle de stabilité comparativement à un nombre fixe de points de rupture. Ensuite, il s'agit de tester *l* changement(s) structurel(s) contre *l+1*. En appliquant ces tests, j'obtiens les mêmes résultats qu'avec le test d'Andrews, c'est-à-dire aucun point de rupture pour les modèles (4a) et (4b), et un seul changement pour (4d). Perron (1997), pour sa part, propose d'estimer le nombre de changements structurels en utilisant un critère d'information. Avec des expériences de simulation, il évalue la performance de trois critères : AIC, BIC (de type Bayesien) et LWZ (forme modifiée du critère de Schwarz). Les critères BIC et LWZ donnent les meilleurs résultats, alors que AIC est à proscrire, étant donné sa piètre performance lors des simulations. Pour les trois modèles qui nous intéressent, ce test indique qu'il n'y a aucun point de rupture. Par contre, ces critères perdent considérablement de leur précision lorsque les résidus sont autocorrélés. En conséquence, les résultats de la méthode séquentielle sont probablement plus fiables.

Je n'ai pas été surprise d'obtenir un point de rupture au milieu des années 1970. Cette décennie a connu l'une des pires crises pétrolières de l'histoire. Le taux d'inflation a atteint un sommet au cours de cette période et la valeur des actifs boursiers a, pour sa part, diminué considérablement par rapport à celle des autres actifs de la richesse non humaine (voir Figure 1). Récemment, des économistes ont examiné la relation entre l'inflation et le prix des actions et ils ont trouvé qu'à la fin des années 1970, en raison d'un taux d'inflation relativement élevé, les actifs boursiers étaient sous-évalués [voir Ritter et Warr(1999)]. Il y aurait peut-être lieu d'explorer cette avenue dans une prochaine étude afin de mieux comprendre le choc survenu durant cette période.

En résumé, les résultats des tests de stabilité montrent que plus les variables du modèle sont désagrégées, plus il est difficile d'estimer une relation stable. Toutefois, étant donné l'objectif du présent travail, qui est d'examiner la relation entre le cours des actions et la consommation, la spécification de l'équation (4d) demeure la plus appropriée puisqu'elle permet d'extraire directement la relation en question. C'est pourquoi le reste de l'analyse repose, en grande partie, sur les résultats de cette équation, malgré les problèmes liés à l'instabilité du modèle.

4.4 Prévisions

L'échantillon utilisé pour l'estimation se termine au quatrième trimestre de 1998. Les données étant disponibles jusqu'au premier trimestre de 2000, voyons comment le modèle réussit à reproduire le taux de croissance de la consommation dans des simulations dynamiques hors échantillon. La Figure 7 montre les résultats de ces simulations pour le niveau de la consommation par habitant. Au Tableau 6, les prévisions résultant de cet exercice pour les trimestres hors échantillon, en taux de croissance annualisé, sont mises en parallèle avec les taux observés.

Bien que les résultats à court terme soient intéressants, le modèle tend à surestimer la croissance de la consommation par la suite. De plus, l'information découlant de ce modèle est difficilement exploitable à des fins de prévision. La fonction de consommation estimée dans ce travail comprend les valeurs contemporaines de variables comme le revenu disponible et la richesse. Or, ces données sont publiées dans les comptes nationaux, au même moment que celles de la consommation elle-même. Bref, lorsque toute l'information requise pour effectuer la prévision est disponible, il n'est plus nécessaire de faire une prévision.

Une façon de contourner ce problème est de former des anticipations des variables explicatives et d'inclure ces valeurs prévues dans l'équation. Cette procédure a l'inconvénient d'incorporer des erreurs de prévision additionnelles.

Figure 7 : Simulation dynamique hors échantillon

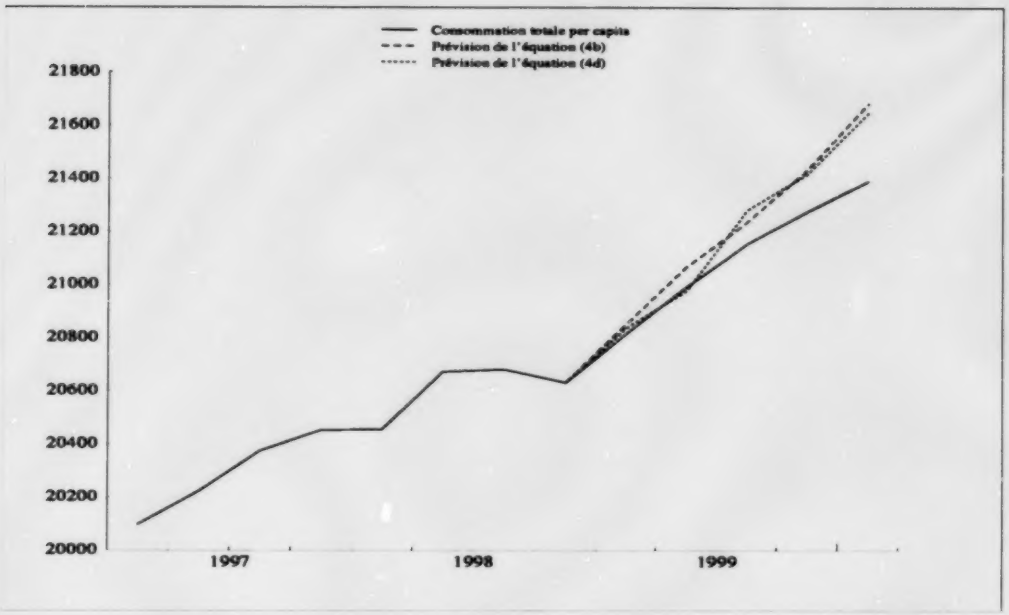


Table 6 : Taux de croissance de la consommation réelle par habitant

Période	Taux observés	Taux prévus par l'équation (4b)	Taux prévus par l'équation (4d)
1999T1	3,6 %	4,3 %	4,0 %
1999T2	3,4 %	4,2 %	2,7 %
1999T3	3,1 %	3,2 %	5,9 %
1999T4	2,4 %	3,8 %	2,6 %
2000T1	2,2 %	4,7 %	4,4 %

Néanmoins, une fois démontrée l'existence d'une relation entre la valeur des actions et la consommation, une autre méthode de prévision hors échantillon pourrait constituer une bonne solution. Après avoir examiné la relation entre la production industrielle et le prix des actions pour les pays du G-7, à l'aide d'un modèle à correction d'erreurs, Choi, Hauser et Kopecky (1999) réalisent des prévisions hors échantillon selon la méthode de Ashley, Granger et Schmalensee (1980).

5. Comment un recul des marchés boursiers affecterait-il la consommation?

Le moment est venu d'exploiter le modèle élaboré et estimé dans ce travail pour évaluer l'effet d'une correction boursière. La Figure 8 montre l'effet d'une hypothétique chute de 10 % du prix des actions au premier trimestre de 1970 sur la consommation. Afin de donner une idée de l'ampleur de ce choc, je mentionnerai qu'en moyenne, lorsque le prix des actions diminue, c'est d'à peine plus de 5 %. La plus forte correction boursière ayant eu lieu au cours de l'échantillon est de 25 % et s'est produite au quatrième trimestre de 1987. Le choc imposé à la Figure 8 est permanent, c'est-à-dire que, pour chaque période après la date du choc, la valeur des actifs boursiers est inférieure de 10 % à celle observée en réalité sur les marchés. Une représentation de l'écart par rapport à la valeur de référence, où celle-ci est une simulation dynamique de la consommation en l'absence du choc, est illustrée à la Figure 9. Selon le modèle, une diminution permanente de 10 % de la valeur des actions entraînera à long terme une baisse de la consommation de 0,33 %. Quelle que soit la période où le choc survient, l'effet à long terme résultant de l'équation (4d) est le même, étant donné la relation de cointégration estimée. Dans le cas d'un choc temporaire (supposons une durée d'un an), de la même ampleur, il n'y a pas d'effet permanent sur la consommation (voir Figure 10). Le niveau des dépenses revient relativement vite à la valeur de référence. Les graphiques ci-après permettent de constater visuellement l'importance de la dynamique de court terme.

Il est également possible d'évaluer l'impact d'une correction boursière à l'aide de l'équation (4b). Le fait d'utiliser cette spécification permet de tenir compte de la part croissante des actifs boursiers dans la richesse des ménages. Comme on le voit à la Figure 1, la proportion des actions dans la richesse non humaine a considérablement augmenté durant les années 1990. En conséquence, on devrait s'attendre à ce qu'une baisse de 10 % de la valeur des actions, *ceteris paribus*, entraîne une diminution plus importante de la richesse non humaine si le choc survient en

1996 plutôt qu'en 1970. Et, par le biais de l'effet de la richesse non humaine, le niveau de consommation globale devrait aussi subir un recul plus appréciable. Les résultats sont présentés à la Figure 11. L'effet de long terme dépend de la part des actifs boursiers dans la richesse non humaine au moment du choc. Il est toutefois important de noter que cet effet de long terme n'est pas si différent, selon que le choc survienne en 1996 plutôt qu'en 1970 (0,48 % comparativement à 0,35 %). Ces résultats amènent à penser que le coefficient de la valeur des actions dans la relation de cointégration est peut-être sous-estimé pour la période plus récente. Cependant, les tests de stabilité ne reposent probablement pas sur un nombre suffisant d'observations pour permettre de déceler ce changement dans l'équation (3a). Dans le cas d'un choc temporaire, l'impact sur la consommation est plus considérable aussi lorsque les actions constituent une grande proportion de la richesse non humaine (voir Figure 12). Les dépenses de consommation sont plus faibles au cours des trimestres suivant le choc, mais elles reviennent à la valeur de référence par la suite.

Figure 8 : Simulation dynamique de la consommation

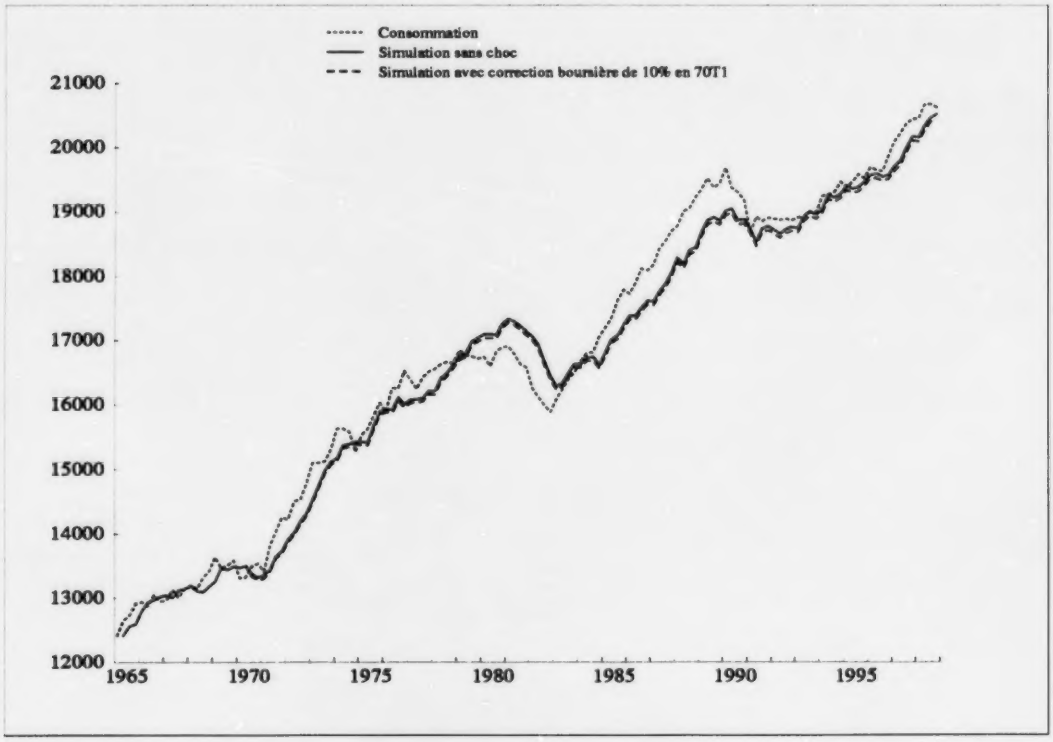


Figure 9 : Effet d'une correction boursière de 10 % sur la consommation
Choc permanent ayant lieu en 1970T1 (équation 4d)

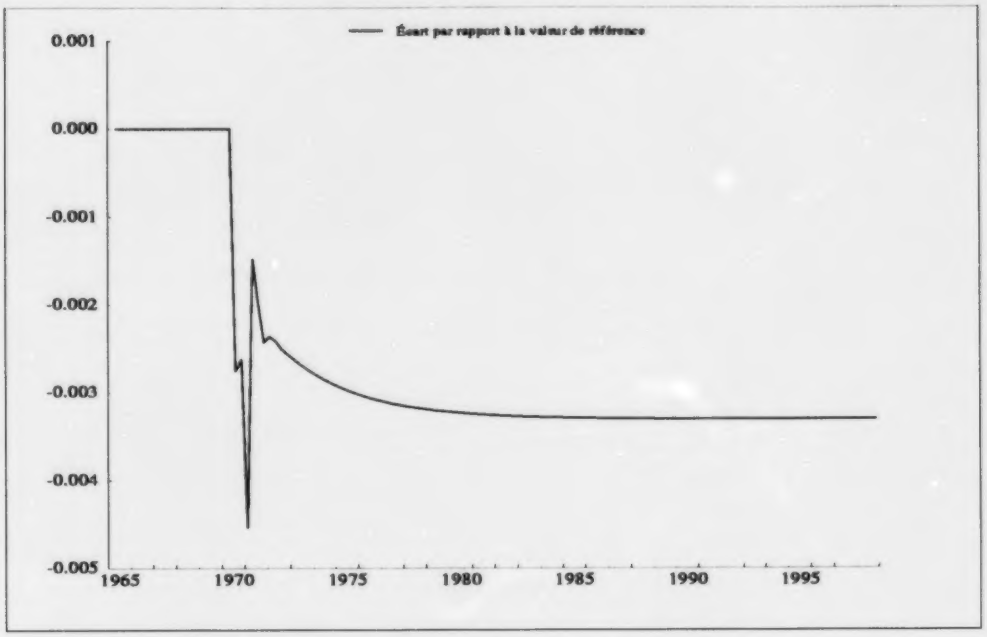


Figure 10 : Effet d'une correction boursière de 10 % sur la consommation
Choc temporaire ayant lieu en 1970T1 (équation 4d)

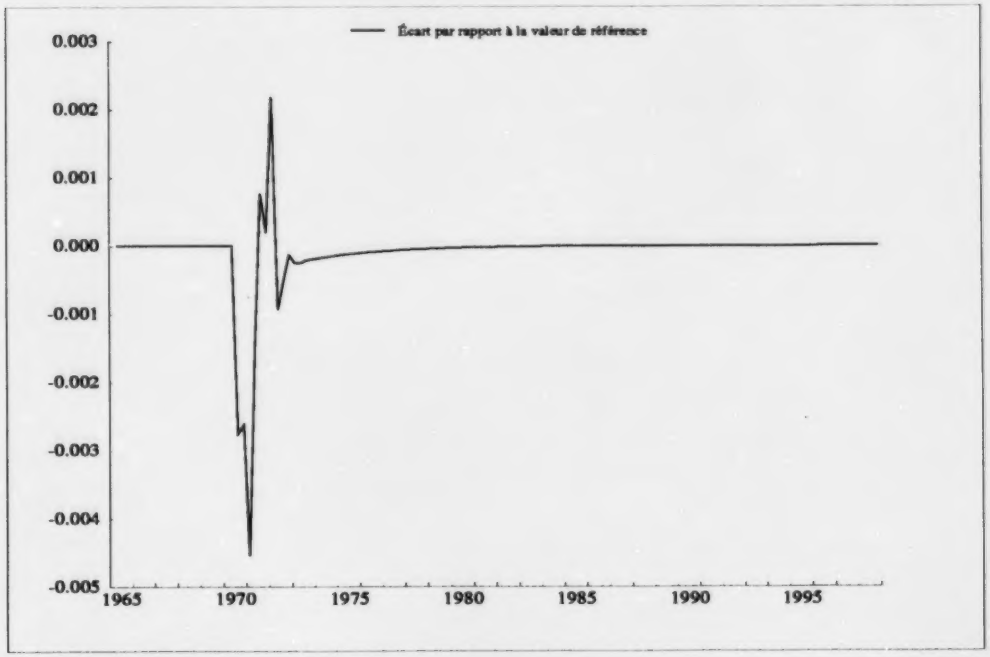


Figure 11 : Effet d'une correction boursière de 10 % sur la consommation
Choc permanent ayant lieu en 1970T1 (équation 4b)

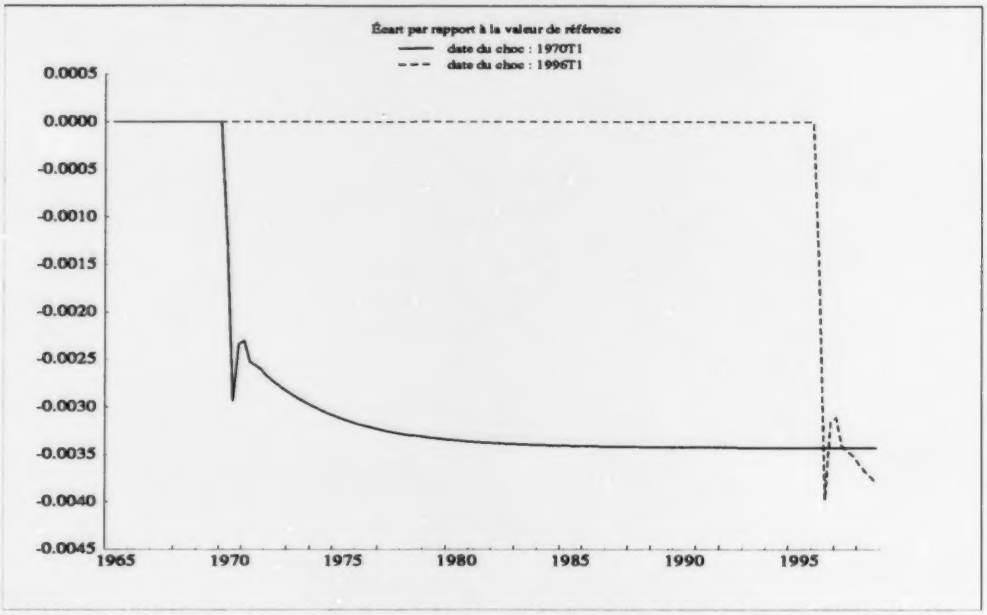
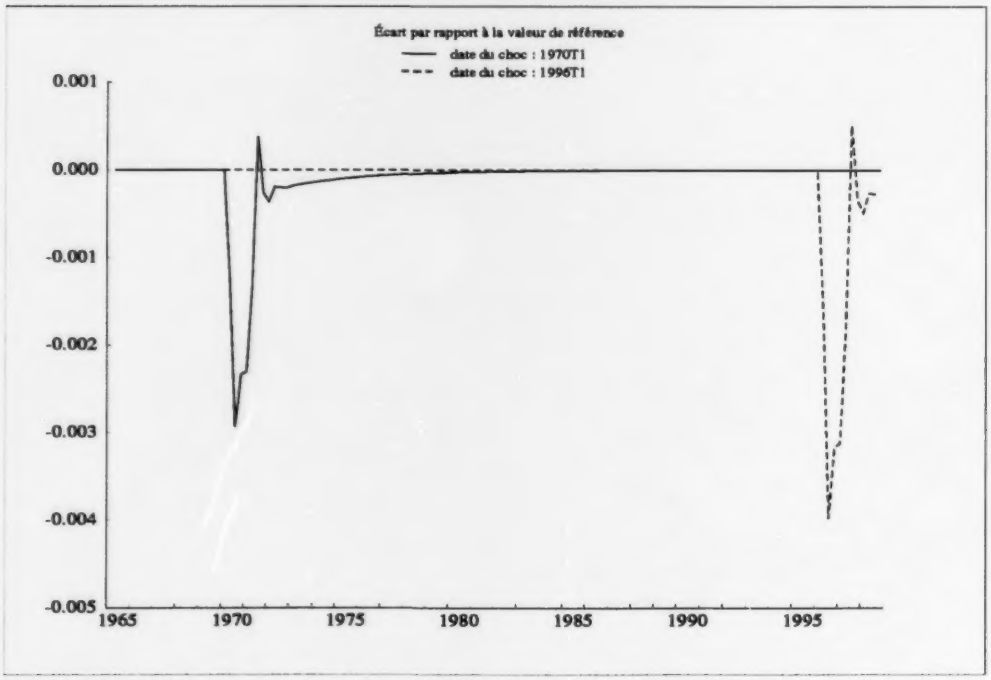


Figure 12 : Effet d'une correction boursière de 10 % sur la consommation
Choc temporaire ayant lieu en 1970T1 (équation 4b)



Enfin, l'impact d'un recul des marchés boursiers sur les dépenses de consommation peut sembler relativement faible d'un premier abord, mais un krach de l'ampleur de celui de 1987 pourrait entraîner une baisse d'environ 1 % de la consommation par habitant. Ce résultat est comparable aux estimations obtenues par d'autres chercheurs mentionnés précédemment et il n'est pas négligeable, d'autant plus qu'il ne constitue que l'effet direct. Intuitivement, la consommation est susceptible de fluctuer de façon plus importante en raison des autres canaux de transmission des chocs. Par exemple, la chute de la valeur des actions signifie que les profits anticipés sont moindres, ce qui se traduit par une diminution des projets d'investissement. La production diminue, entraînant également l'emploi à la baisse. Le revenu de travail des ménages fléchit et affecte à la longue leurs dépenses de consommation. Le rôle d'indicateur avancé du prix des actions n'est donc pas à négliger.

Cette étude ne s'attarde pas aux effets d'une correction boursière dans d'autres pays, les États-Unis par exemple. Non seulement il pourrait y avoir un effet de richesse puisque les portefeuilles d'actions des ménages canadiens contiennent un certain pourcentage de titres étrangers, mais la chute de la valeur des actifs boursiers réduirait également la demande étrangère, ce qui se traduirait par une diminution des exportations pour le Canada. Ces questions feront l'objet de futurs travaux de recherche.

6. Conclusion

Cette étude a permis de mieux comprendre la nature de la relation entre le cours des actions et la consommation globale. Les résultats confirment l'existence d'un effet de richesse provenant des fluctuations du prix des actifs boursiers, qui est de l'ordre de 3 % à long terme. Non seulement cet effet est significatif, mais, lorsque la valeur des actions est exclue, le coefficient de la richesse non humaine n'est plus significativement différent de zéro et la relation devient instable.

Bien que les résultats semblent robustes, puisque d'autres économistes ont estimé des effets de richesse comparables, on pourrait approfondir la présente étude afin de mieux saisir les effets des variations du cours des actions sur les décisions de consommation. Par exemple, les sondages sur la détention des actifs financiers montrent qu'il y a une forte concentration des titres

boursiers au sein des ménages les plus riches. Il serait donc peut-être plus approprié d'analyser l'effet des fluctuations du cours des actions sur la consommation pour chaque quintile de revenu. La méthode d'estimation nécessiterait alors l'utilisation d'un modèle de panel.

Cette analyse m'a également amenée à soulever quelques autres questions qui pourraient s'avérer d'intéressants sujets de travaux futurs. Premièrement, dans certaines études, les auteurs font une distinction entre la détention active et la détention passive d'actions. Depuis quelques années, les baby-boomers épargnent en vue de leur retraite. Les cotisations à des REER ont augmenté considérablement, et les gens optent souvent pour des parts dans des fonds communs de placement. Ces épargnants détiennent donc des actifs boursiers, mais de façon indirecte. Étant donné leur objectif, c'est le rendement à long terme qui importe. Dans le cas d'une hausse de la valeur des actions, ils ne retireront pas ces fonds pour augmenter leurs dépenses, d'autant plus que le retrait d'un REER comporte d'importantes pénalités au point de vue fiscal. Par contre, ils pourraient décider de consommer une plus grande part de leur revenu courant puisqu'ils n'ont pas à cotiser autant dans leur REER pour s'assurer un revenu donné à leur retraite. En d'autres mots, les variations des prix des actions pourraient avoir un effet indirect sur la consommation par le biais d'un changement de la propension marginale à consommer le revenu disponible courant.

Deuxièmement, la mesure de la valeur des actifs boursiers devrait mieux refléter la composition des portefeuilles détenus par les agents économiques au Canada. Ceux-ci détiennent non seulement des actions émises par des entreprises canadiennes, mais également des titres étrangers. Ils sont donc exposés aux effets d'une correction boursière aux États-Unis, par exemple.

Enfin, ce que j'aimerais qu'on retienne de cette étude, c'est qu'il est impossible de prévoir, avec ce modèle, si une récession suivra ou non une importante correction boursière. On n'a qu'à se rappeler la correction boursière survenue en 1987, année où la valeur des actions avait chuté de 25 % et où les dépenses de consommation n'avaient même pas diminué. De plus, bien que la consommation représente près de 60 % du PIB canadien, les autres composantes de la demande globale pourraient aussi reculer de façon significative après un choc négatif sur les marchés financiers. Par exemple, la valeur de leurs titres étant en baisse, les entreprises n'auraient

plus autant accès au financement nécessaire pour leurs projets d'investissement. Le mécanisme de transmission d'une correction boursière aux dépenses en investissement est différent de celui qui affecte la consommation. Aussi, l'ampleur de la réponse au choc n'est probablement pas la même d'autant plus que l'investissement est une composante beaucoup plus volatile.

Bref, il y a de nombreuses questions à examiner avant de se prononcer sur l'impact d'une correction boursière sur l'ensemble de l'économie.

Bibliographie

Andrews (1993), « Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point », *Econometrica*, vol. 61, p. 821-856.

Ashley, R., C. W. J. Granger et R. Schmalensee (1980), « Advertising and Aggregate Consumption: An Analysis of Causality », *Econometrica*, vol. 48, p. 1149-1167.

Bai, J. et P. Perron (1998), « Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes », *Econometrica*, vol. 66, p. 47-78.

Blackwell, R., « Almost half of Canadian adults own stocks, compared with 37 per cent four years ago, TSE finds », *The Globe and Mail*, 27 mai 2000.

Boone, L., C. Giorno et P. Richardson (1998), « Stock Market Fluctuations and Consumption Behaviour: Some Recent Evidence », OCDE, document de travail n° 208.

Bureau de la consommation, *Bulletin trimestriel sur la consommation*, juin 1998, vol. 3, n° 2, Industrie Canada.

Choi, J. J., S. Hauser et K. J. Kopecky (1999), « Does the Stock Market Predict Real Activity? Time Series Evidence From the G-7 countries », *Journal of Banking and Finance*, vol. 23, p. 1771-1792.

Côté, D, et M. Johnson (1998), « Consumer Attitudes, Uncertainty, and Consumer Spending », Banque du Canada, document de travail n° 98-16.

Davidson, J. E. H. et D. F. Hendry (1981), « Interpreting Econometric Evidence : The Behaviour of Consumer's Expenditure in the U.K. », *European Economic Review*, vol. 16, p. 177-192.

Davidson, R. et J. G. MacKinnon (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, New York, Oxford University Press.

Dickey, D. A. et W.A. Fuller (1979), « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, p. 427-431.

Engle, R. F. et C. W. J. Granger (1987), « Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, vol. 55, p. 251-276.

Godbout, M.-J. et S. van Norden (1997), « Reconsidering Cointegration in International Finance: Three Case Studies of Size Distortion in Finite Samples », Banque du Canada, document de travail n° 97-1.

Gregory, A.W. (1994) « Testing for Cointegration in Linear Quadratic Models », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, p. 347-360.

Gonzalo, J. et T.-H. Lee (1998), « Pitfalls in Testing for Long-Run Relationships », *Journal of Econometrics*, vol. 86, p. 129-154.

Hansen, B. E. (1992), « Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, p. 321-335.

Johansen, S. (1988), « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, p. 231-254.

Johansen, S. (1991), « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Model », *Econometrica*, vol. 59, p. 1551-1580.

Kwiatowski, D, P. C. B. Phillips, P. Schmidt et Y. Shin (1992), « Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? », *Journal of Econometrics*, vol. 54, p. 159-178.

Ludvigson, S. et C. Steindel (1999), « How Important is the Stock Market Effect on Consumption? », *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, vol. 5, n° 2, p. 29-51.

Lütkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, deuxième édition, Springer-Verlag.

Macklem, T. (1994), « Wealth, Disposable Income and Consumption: Some Evidence for Canada », Banque du Canada, Rapport technique n° 71.

Mankiw, N. G. et S. P. Zeldes (1991), « The Consumption of Stockholders and Nonstockholders », *Journal of Financial Economics*, vol. 29 n° 1, p. 97-112.

Newey, W. K. et K. D. West (1987), « A Simple Positive, Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix », *Econometrica*, vol. 55 n° 3, p. 703-708.

Perron, P. (1997), « L'estimation de modèles avec changements structurels multiples », *L'actualité économique*, vol. 73, p. 472-505.

Phillips, P. C. B. et B. E. Hansen (1990), « Statistical Inferencein Instrumental Variables Regression with I(1) Processes », *The Review of Economic Studies*, vol. 57 n° 189, p. 99-126.

Phillips, P. C. B. et M. Loretan (1991), « Estimating Long-run Economic Equilibria », *The Review of Economic Studies*, vol. 58 n° 195, p. 407-436.

Phillips, P. C. B. et P. Perron (1988), « Testing for Unit Roots in Time Series Regression », *Biometrica*, vol. 75, p. 335-346.

Poterba, J. M. et A. A. Samwick (1995), « Stock Ownership Patterns, Stock Market Fluctuations, and Consumption », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, p. 295-357.

Ritter, J. R. et R. S. Warr (1999), « The Decline of Inflation and the Bull Market of 1982 to 1997 », Département des finances, Université de Floride, miméo.

Sawyer, J. A. (1991), « Trends, Unit Roots, Cointegration, and Error Correction Mechanisms: A Literature Summary and an ECM Consumption Function », Technical Study 91-1, Institute for Policy Analysis, Université de Toronto.

Shin, Y. (1994), « A Residual-Based Test of the Null of Cointegration against the Alternative of No Cointegration », *Econometric Theory*, vol. 10, p. 95-115.

Stock, J. H. et M. W. Watson (1993), « A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems », *Econometrica*, vol. 61, p. 783-820.

ANNEXE 1 : Description des variables et des données

Toutes les données utilisées dans cette étude proviennent de CANSIM. Elles sont disponibles jusqu'au troisième trimestre de 1999.

Consommation totale par habitant (en dollars constants de 1992) = D15372/NPOP

Population, 15 ans et plus (NPOP) = moyenne trimestrielle de la série mensuelle D980000/1000
Les données avant 1976 proviennent de la Banque du Canada.

Revenu réel disponible par habitant (y) = (d14914/PGDP)/NPOP

Indice implicite du PIB (PGDP) = D14840/D14872
Taux d'inflation = Indice implicite du PIB en différence première du logarithme

Dégonfleur de la consommation totale = D15312/D15372

Richesse totale = Richesse humaine + Richesse non humaine
Ces variables ont été construites par Marklem (1994). Les données ont été révisées par Statistique Canada sur la base des prix de 1992.

Richesse humaine

L = Revenu de travail réel par habitant = (LBINC/(PGDP*NPOP*4))

LBINC = Revenu de travail en millions de dollars courants
= (YW+(YW/(YGDP-YENAR)))*(YFA+YNFNC)

YW = Revenu de travail, solde et indemnités militaires exclues (Salaires, traitements et revenu supplémentaire de travail en dollars courants). D14896-D18135

YGDP = Produit intérieur brut (PIB) en dollars courants. D14840

YENAR = Écart statistique. D14839

YFA = Revenu des agriculteurs. D14809

YNFNC = Revenu des entreprises individuelles non-agricoles. D14810

r = Taux d'intérêt réel. RR90+2,3/400 (2,3 points de pourcentage est l'écart moyen entre le taux hypothécaire et le taux du papier commercial à 90 jours)

RR90 = R90/400 - EINF

R90 = Taux d'intérêt du papier commercial à 90 jours. B14017

EINF = Inflation anticipée estimée à l'aide d'un processus autorégressif d'ordre 4.

G = Dépenses publiques en biens et services par habitant financées par les ménages. (GOVS/(PGDP*NPOP*4))

GOVS = Moyenne mobile sur quatre trimestres des dépenses publiques en biens et services, excluant la part qui n'est pas financée par les ménages. (GOV = D15057(1-Ω))

Ω = Moyenne mobile historique de la part des dépenses publiques qui est financée par les sociétés, les non-résidents et les revenus de placements du gouvernement. $(\omega_t + \omega_{t-1} + \ldots + \omega_{t-7})/8$

ω = ((CPTAX-CPTR)+(NRSTAX-NRSTR)+GOVIN)/D15057

CPTAX = Impôts directs en provenance des sociétés et entreprises publiques. D15049

CPTR = Transferts aux entreprises. D15060

NRSTAX = Impôts directs en provenance des non-résidents. D15050

NRSTR = Transferts aux non-résidents. D15061

GOVIN = Revenus de placements du gouvernement. D15054

NETAX = (INCTAX+SALTAX+OTHTAX-TRANF)

TAX = Impôts nets des transferts. (NETAX/(PGDP*NPOP*4))

INCTAX = Impôts directs en provenance des particuliers. D15048

SALTAX = Impôts indirects. D15052

OTHTAX = Autres transferts courants en provenance des particuliers. D15053

TRANF = Transferts aux particuliers. D15059

Richesse non humaine = Telle que construite par Macklem (1994), excluant le stock de biens durables (KDUR).

KDUR = (KMV*PCMV)+(KDHSHD*PHSHD)+(KDMISC*PCDMIS)

KMV = Stock de véhicules et pièces automobiles détenu par les consommateurs.

= 19579,74 en 1960T4

= 0,933*KMV[t-1]+((D15350+D15351)/4)

PCMV = Prix des véhicules et pièces automobiles.

(D15294+D15295)/(D15350+D15351)

KDHSHD = Stock de meubles et d'appareils ménagers détenu par les consommateurs.

= 10345,94 en 1960T4

= 0,944*KDHSHD[t-1]+((D15336+D15337)/4)

PHSHD = Prix des meubles et appareils ménagers.

(D15282+D15283)/(D15336+D15337)

KDMISC = Stock des autres biens durables détenu par les consommateurs.

= 3716,84 en 1960T4

= 0,944*KDMISC[t-1]+((D14843-D15350-D15351-D15336-D15337)/4)

PCDMIS = Prix des autres biens durables. (D15313-D15282-D15283-D15294-D15295)/(D14843-D15350-D15351-D15336-D15337)

Valeur marchande des actions détenues par les particuliers et les entreprises individuelles (s^m)

EQUITYQ = EQUITYQ(t-1)*TSE_Q(t)/TSE_Q(t-1)+(BEQUITY(t)-BEQUITY(t-1))

TSE = Indice composite TSE-300. B1437

BEQUITY = Valeur comptable des actions détenues par les particuliers et les entreprises individuelles.

= EQUITQ-(YCR/4)*(EQUITQ/TEQUITQ)

EQUITQ = Valeur comptable des actions détenues par les particuliers et les entreprises individuelles (s^c). D160027 D150067

TEQUITQ = Valeur totale des actions (détenues par tous les agents). D162906

D151988

YCR = Bénéfices non répartis des sociétés. D14953

Taux de chômage = nombre de chômeurs/population active = D980712/D980562

Les données antérieures à 1976 proviennent de la Banque du Canada.

ANNEXE 2

Tableau A.1 : Tests de racine unitaire (avec tendance déterministe)

Variable	Retards	ADF: $\hat{\tau}_\tau$	PP: $Z(\tilde{\alpha})$	KPSS: $\hat{\eta}_\tau$
		H_0 = racine unitaire		H_0 = stationarité
lcon	3	-2,21 [>0,10]	-7,11 [>0,10]	0,445 [<0,01]
lydp	1	-0,18 [>0,10]	-1,17 [>0,10]	1,15 [<0,01]
p[a]	2	-1,65 [>0,10]	-3,72 [>0,10]	0,987 [<0,01]
ltwxd	5	-2,34 [>0,10]	-12,24 [>0,10]	0,164 [<0,05]
ltwxed	5	-2,24 [>0,10]	-11,42 [>0,10]	0,167 [<0,05]
lhw	5	-2,22 [>0,10]	-12,61 [>0,10]	0,189 [<0,05]
lnhwxd	6	-3,86 [<0,05]	-20,10 [<0,10]	0,060 [>0,10]
lnhwxed	7	-3,10 [>0,10]	-6,96 [>0,10]	0,158 [<0,05]
lequity	4	-1,69 [>0,10]	-8,74 [>0,10]	0,325 [<0,01]
ls	8	-2,78 [>0,10]	-5,80 [>0,10]	0,182 [<0,05]
lgap_eq	7	-2,56 [>0,10]	-21,00 [>0,05]	0,119 [0,10]
u	1	-1,93 [>0,10]	-4,46 [>0,10]	0,201 [<0,05]
r[b]	0	-2,92 [<0,05]	-14,11 [0,05]	0,920 [<0,01]

Les valeurs critiques (asymptotiques), à un niveau de confiance de 5 %, sont respectivement de -3,41, -21,7 et 0,146 pour les tests Dickey-Fuller augmenté (ADF), Phillips-Perron (PP) et Kwiatkowski et coll. (KPSS). Entre les crochets se trouvent les risques de première espèce.

a. p est un prix relatif défini comme le ratio du dégonfleur de la consommation au dégonfleur du PIB.

b. Sans tendance déterministe. Les valeurs critiques, à un niveau de confiance de 5 %, sont de -2,86 (ADF), -14,1 (PP) et 0,463 (KPSS).

Tableau A.2 : Tests de racine unitaire (sans tendance déterministe)

Variable	Retards	ADF: $\hat{\tau}_\tau$	PP: $Z(\tilde{\alpha})$	KPSS: $\hat{\eta}_\tau$
		H_0 = racine unitaire		H_0 = stationarité
dlcon	7	-3,88 [<0,01]	-171,33 [<0,01]	0,192 [>0,10]
dlydp	7	-4,74 [<0,01]	-164,20 [<0,01]	0,421 [>0,05]
dp	1	-5,70 [<0,01]	-132,11 [<0,01]	0,508 [<0,05]
dtwxd	4	-4,67 [<0,01]	-148,25 [<0,01]	0,080 [>0,10]
dtwxed	4	-4,77 [<0,01]	-145,84 [<0,01]	0,081 [>0,10]
dhw	4	-5,03 [<0,01]	-144,30 [<0,01]	0,081 [>0,10]
dnhwxd	5	-4,28 [<0,01]	-119,28 [<0,01]	0,040 [>0,10]
dnhwxed	7	-3,26 [<0,05]	-175,62 [<0,01]	0,168 [>0,10]
dlequity	8	-3,18 [<0,05]	-82,95 [<0,01]	0,102 [>0,10]
dls	0	-5,44 [<0,01]	-50,34 [<0,01]	0,096 [>0,10]
dlgap_eq	6	-5,59 [<0,01]	-82,23 [<0,01]	0,046 [>0,10]
du	0	-6,46 [<0,01]	-60,56 [<0,01]	0,107 [>0,10]

Les valeurs critiques (asymptotiques), à un niveau de confiance de 5 %, sont respectivement de -2,86, -14,1 et 0,463 pour les tests Dickey-Fuller augmenté (ADF), Phillips-Perron (PP) et Kwiatkowski et coll. (KPSS). Entre les crochets se trouvent les risques de première espèce.

Documents de travail de la Banque du Canada
Bank of Canada Working Papers

Les documents de travail sont publiés généralement dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue. **Working papers are generally published in the language of the author, with an abstract in both official languages.**

2000

2000-20	Steps in Applying Extreme Value Theory to Finance: A Review	Y. Bensalah
2000-19	Le modèle USM d'analyse et de projection de l'économie américaine	R. Lalonde
2000-18	Inflation and the Tax System in Canada: An Exploratory Partial-Equilibrium Analysis	B. O'Reilly et M. Levac
2000-17	A Practical Guide to Swap Curve Construction	U. Ron
2000-16	Volatility Transmission Between Foreign Exchange and Money Markets	S.K. Ebrahim
2000-15	Private Capital Flows, Financial Development, and Economic Growth in Developing Countries	J.N. Bailliu
2000-14	Employment Effects of Nominal-Wage Rigidity: An Examination Using Wage-Settlements Data	U.A. Faruqui
2000-13	Fractional Cointegration and the Demand for M1	G. Tkacz
2000-12	Price Stickiness, Inflation, and Output Dynamics: A Cross-Country Analysis	H. Khan
2000-11	Identifying Policy-makers' Objectives: An Application to the Bank of Canada	N. Rowe et J. Yetman
2000-10	Probing Potential Output: Monetary Policy, Credibility, and Optimal Learning under Uncertainty	J. Yetman
2000-9	Modelling Risk Premiums in Equity and Foreign Exchange Markets	R. Garcia et M. Kichian
2000-8	Testing the Pricing-to-Market Hypothesis: Case of the Transportation Equipment Industry	L. Khalaf et M. Kichian
2000-7	Non-Parametric and Neural Network Models of Inflation Changes	G. Tkacz
2000-6	Some Explorations, Using Canadian Data, of the *S*-Variable in Akerlof, Dickens, and Perry (1996)	S. Hogan et L. Pichette
2000-5	Estimating the Fractional Order of Integration of Interest Rates Using a Wavelet OLS Estimator	G. Tkacz
2000-4	Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution du taux de change Canada/États-Unis	R. Djoudad et D. Tessier
2000-3	Long-Term Determinants of the Personal Savings Rate: Literature Review and Some Empirical Results for Canada	G. Bérubé et D. Côté

Pour obtenir des exemplaires et une liste complète des documents de travail, prière de s'adresser à :
Copies and a complete list of working papers are available from:

Diffusion des publications, Banque du Canada
234, rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9

Publications Distribution, Bank of Canada
234 Wellington Street Ottawa, Ontario K1A 0G9

Adresse électronique / E-mail: publications@bank-banque-canada.ca
WWW: http://www.bank-banque-canada.ca/